

中国股票市场收益率与交易量的非对称因果关系研究

——基于分位数 Granger 因果检验

吴亮¹, 邓明^{2,3}

(¹ 阜阳师范学院数学与计算科学学院, 安徽阜阳 236041; ² 厦门大学经济学院财政系, 福建厦门 361005;
³ 中国社会科学院城市发展与环境研究所, 北京 100836)

摘要: 本文利用 Chuang 等(2009)提出的分位数 Granger 因果检验办法, 基于 1997 至 2013 年上海证券交易市场和深圳证券交易市场的日交易数据, 研究中国股票市场上收益率与交易量之间存在的非对称因果关系。本文的研究结果表明: (1) 在全样本上, 收益率和交易量之间存在显著的双向因果关系, 而且这种因果关系随分位数不同而呈现出显著的非对称特征; (2) 子样本上, 交易量一阶滞后项对收益率的作用通常在低分位点和高分位点上显著, 而在分布的中间位置通常不显著, 收益率一阶滞后项对交易量的作用在大部分分位上是显著的, 但是在熊市的低分位点和牛市的高分位点上并不显著。

关键词: 收益率; 交易量; 分位数因果关系检验; 非对称

JEL 分类号: G12; G10; C14 **中图分类号:** F830.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1006-1428(2014)06-0075-07

一、引言

资产价格变动(即收益率)和成交量是资本市场中两个重要统计指标, 两者之间的关系, 亦即价量关系, 是考察和分析股票市场运行机制、风险特征和结构特点的重要对象, 也是运用现代资本市场理论对股票市场进行实证研究的基础。Karpoff(1987)认为价量关系存在以下四个方面的重要意义: 第一, 价量之间的真实关系将有助于人们对资本市场微观结构和信息流动机制的理解; 第二, 在进行事件研究(Event Study)时, 如果价量之间存在某种联合分布, 则引入价量关系有助于提高检验的有效性; 第三, 价量关系对于投机价格的经验分布研究非常关键; 第四, 价量关系的研究有助于加深对期货市场的理解。

鉴于价量关系在股票市场中的重要作用, 研究者从不同角度对资本市场的价量关系展开了理论研究, 建立了一系列理论模型, Marilyn 和 Robert(1999)将这些理论研究模型做了总结, 认为可以分为如下几类: 一类模型是信息理论模型; 第二类模型是交易理论模型, 研究交易量与价格波动关系及其产生的原因; 第三类是理念分散模型。在理论研究的基础上, 自 Ying(1966 年)起, 研究者对收益率与成交量之间的关系进行了大量经验研究。在经验研究中, 研究者一般利用 Granger 因果检验办法来判断收益率与成交量之间的动态关系, 通过检验 Granger 非因果性(Granger non-causality)来判断两者之间的因果关系。尽管 Granger 非因果性是定义在条件分布上的, 但在实证研究中,

* 本文受中国博士后科学基金项目“城市间土地财政的竞争外溢与房价的空间传导”(2012M510670)、教育部人文社会科学研究一般项目“空间似无关回归模型——参数估计、设定检验及其应用”(13YJC910003)、全国统计科研计划项目“时变系数的空间面板数据模型——理论与应用”(2012LY015)的资助。

收稿日期: 2014-02-05

作者简介: 吴亮(1983-), 男, 经济学博士, 阜阳师范学院数学与计算科学学院讲师;

邓明(1982-), 男, 经济学博士, 厦门大学财政系助理教授, 硕士生导师。

研究者一般基于线性模型检验条件均值处的 Granger 非因果性(Granger, 1969)。Granger 等人(1986)、Cheung 和 Ng (1996) 等考察了条件方差处的 Granger 非因果性;Hiemstra 和 Jones (1994) 最早推导了非线性的 Granger 因果关系检验方法。上述这些检验方法被广泛应用于资本市场收益率与交易量之间的因果关系检验,例如 Fujihara 和 Mougoué (1997)、Silvapulle 和 Choi(1999)、Chen 等人(2001)、Ciner(2002)、Lee 和 Rui (2002)等人的研究。但是,上述这些检验方法只能考察条件均值或是条件方差处是否存在 Granger 非因果性,而无法将这种判断放到数据分布的其他点上;事实上,由于收益率收据和成交量数据经常呈现出“尖峰厚尾”的特性,除条件均值和条件方差之外,金融数据分布其他位置上尤其是“尾部”的经济关系可能也非常重要。

本文拟采用分位数因果关系检验、从条件分位数的角度来探讨中国股票市场收益率和交易量之间的因果关系。相比于传统的因果关系检验方法,该方法可以分析数据分布上更多分布点上的因果关系,从而可以探讨收益率与交易量在不同分位数上因果关系的非对称特征。基于 1997 年 1 月 2 日至 2013 年 4 月 9 日的沪深市场的日交易数据,我们的研究结果表明:(1)在全样本上,收益率和交易量之间存在显著的双向因果关系,而且这种因果关系随分位数不同而呈现出显著的非对称特征。(2)在不同的子样本上,无论是牛市还是熊市阶段,也无论是上海市场还是深圳市场,交易量和收益率均存在双向 Granger 因果关系;交易量一阶滞后项对收益率的作用通常在低分位点和高分位点上显著,而在分布的中间位置通常不显著,这也是为什么传统的线性因果关系不能发现从交易量到收益率的 Granger 因果关系的原因所在,而收益率一阶滞后项对交易量的作用在大部分分位点上显著的,但是在熊市的低分位点和牛市的高分位点上,收益率一阶滞后项对交易量的作用并不显著。本文余下内容安排如下:第二部分对资本市场量关系的理论与实证研究进行简单回顾与总结;第三部分介绍本文所使用的分位数因果关系检验方法;第四部分介绍实证研究的样本数据,并对实证结果进行分析;最后是本文的结束语。

二、研究方法

设 $X=\{x_t\}$, $Y=\{y_t\}$ 为平稳时间序列,令 I_{t-1}^{xy} 表示随机变量 x 和 y 至 $t-1$ 时产生的信息集, I_{t-1}^y 为随机变量 y 至 $t-1$ 时产生的信息集,若用 I_{t-1}^{xy} 预测 y_t ,比只用 I_{t-1}^y 预测更准确,则认为存在 x 到 y 的 Granger 因果关系。

Granger(1969)基于随机变量的条件分布,给出 Granger 非因果关系的定义:

$$F(y_t|I_{t-1}^{xy})=F(y_t|I_{t-1}^y) \quad (1)$$

其中 $F(y_t|I_{t-1}^y)$ 为 y_t 的条件分布。由于在实践中估计和检验式(1)较困难,通常情形下以式(2)作为检验式(1)的必要条件:

$$E[y_t|I_{t-1}^{xy}]=E[y_t|I_{t-1}^y] \quad (2)$$

其中 $E[y_t|I_{t-1}^y]$ 为 y_t 的条件均值。若 y_t 的条件均值具有如下的线性形式:

$$E[y_t|I_{t-1}^{xy}]=\alpha+\sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i}+\sum_{i=1}^q \beta_i x_{t-i} \quad (3)$$

那么,检验序列 X 是否为序列 Y 的 Granger 原因等价于检验联合假设:

$$H_0:\beta_1=\beta_2=\dots=\beta_q=0 \quad (4)$$

该假设成立意味着任意 x_t 的滞后值对 y_t 的条件均值没有任何影响,拒绝该假设意味着存在 X 到 Y 的 Granger 原因,其检验统计量为:

$$E=\frac{[RSS(p)-RSS(p,q)]q^{-1}}{RSS(p,q)(n-p-q-1)^{-1}} \rightarrow F(q,n-p-q-1) \quad (5)$$

但是,上述 Granger 因果检验方法只能检验在条件均值处是否存在因果关系;由于条件均值只是概率分布的一个特征,所以在均值上不存在格兰杰因果关系只是在分布上不存在格兰杰因果关系的一个必要条件。如果我们希望知道在更多的分布特征上是否存在因果关系,上述方法则无法胜任;一个改进的办法是在不同的分位点上考察变量之间的因果关系,Chuang 等(2009)结合分位数回归和 Granger 因果关系,最早将其推广到分位数情形。给定分布完全由其分位数决定,式(1)的 Granger 非因果性可以表示为其条件分位数形式:

$$Q_{y_t}(\tau|I_{t-1}^{xy})=Q_{y_t}(\tau|I_{t-1}^y), \quad \tau \in (0,1), \text{ a.s.} \quad (6)$$

令 $y_{t-1,p}=[y_{t-1}, L_y y_{t-p}]'$, $x_{t-1,q}=[x_{t-1}, L_x x_{t-q}]'$ 和 $z_{t-1}=[1, y_{t-1,p}', x_{t-1,q}']'$, 依据式(3),则 y_t 的条件 τ 分位数为:

$$Q_{y_t}(\tau|z_{t-1})=a(\tau)+y_{t-1,p}'\alpha(\tau)+x_{t-1,q}'\beta(\tau)=z_{t-1}'\theta(\tau) \quad (7)$$

在不同分位数情形下,检验 $\beta(\tau)=0$,可以得到序列之间在不同分位数下的是否具有因果关系,相较之下式(3)只能观察到序列之间在条件均值下的因果关系。 $\theta(\tau)$ 的估计需要求解以下问题:

$$\min \sum_{t=1}^T \rho_\tau(y_t - z_{t-1}'\theta(\tau)) \quad (8)$$

此处, $\rho_\tau(u)=u(\tau-I(u<0))$, 其定义在 Koenker 和 Bassett (1978)的研究中有详细说明 $I(u<0)$ 为示性函数,当 $\{u<1\}$ 时该函数取 1,否则取 0。上述目标函数无法直接用微分求解,可以采用线性规划的办法求解得到估计

值。令 $\hat{\theta}_T(\tau)$ 为式 (6) 的解, Koenker (2005) 给出大样本情形下 $\hat{\theta}_T(\tau)$ 的渐近分布:

$$\sqrt{T} [\hat{\theta}_T(\tau) - \theta(\tau)] \xrightarrow{D} [\tau(1-\tau)]^{1/2} \Omega(\tau)^{1/2} N(0, I_k) \quad (9)$$

$$\text{其中 } \Omega(\tau) = D(\tau)^{-1} M_{zz} D(\tau)^{-1}, D(\tau) = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \sum_{i=1}^T f_{i-1}(F_{i-1}^{-1}(\tau))$$

$$z_{i-1} z'_{i-1}, \text{ 和 } M_{zz} = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \sum_{i=1}^T z_{i-1} z'_{i-1}.$$

$$\sum_{i=1}^T z_{i-1} z'_{i-1}. \text{ 令 } R\theta(\tau) = \beta(\tau), \text{ 则有:}$$

$$\sqrt{T} [\beta_T(\tau) - \beta(\tau)] = \sqrt{T} R [\hat{\theta}_T(\tau) - \theta(\tau)] \xrightarrow{D} [\tau(1-\tau)]^{1/2} [R\Omega(\tau)R']^{1/2} N(0, I_q) \quad (10)$$

对于给定分位数 τ , 检验 $\beta_T(\tau) = 0$ 的分位数 Wald 检验统计量为:

$$W_T(\tau) = T \hat{\beta}_T(\tau)' [R\hat{\Omega}(\tau)R']^{-1} \hat{\beta}_T(\tau) / [\tau(1-\tau)] \quad (11)$$

其中 $\hat{\Omega}(\tau) = \hat{f}(F^{-1}(\tau))^2 \hat{M}_{zz}^{-1}$ 是 $\Omega(\tau)$ 的一致估计量, $\hat{f}(F^{-1}(\tau))$ 为 $f(F^{-1}(\tau))$ 的一致估计量, $\hat{M}_{zz} = T^{-1} \sum_{i=1}^T z_{i-1} z'_{i-1}$ 为 M_{zz} 的一致估计量。

除检验序列之间在每个分位数上是否具有因果关系外, 本文也利用 Koenker 和 Machado (1999) 所提出的超 Wald 检验来检验序列之间在整个分位数过程是否具有因果关系行为。在分位数过程上的非因果关系检验等价于如下假设:

$$H_0: \beta(\tau) = 0, \forall \tau \in (0, 1) \quad (12)$$

Koenker 和 Machado (1999) 建议使用超 Wald 统计量

$$\sup W_T = \sup_{\tau \in (0, 1)} W_T, \tau \in (0, 1) \quad (13)$$

进行检验。在实际运用时, 先取分位数区间 $\Gamma = [\varepsilon, 1-\varepsilon]$, 其中 $\varepsilon \in (0, 0.5)$, 在 Γ 中选取 n 个分位数点 ($\varepsilon = \tau_1 < \tau_2 < \dots < \tau_n = 1-\varepsilon$), 再计算每个分位数的 $W_T(\tau)$, 最后再取最大值。

为得到超 Wald 检验统计量的临界值, 令 $B_q(\tau)$ 为 q 维独立布朗桥 (Brownian Bridge), 由于 $B_q(\tau) \xrightarrow{D} [\tau(1-\tau)]^{1/2} N(0, I_q)$, 所以式 (9) 可以转化为:

$$\sqrt{T} [\hat{\beta}_T(\tau) - \beta(\tau)] \xrightarrow{D} [R\Omega(\tau)R']^{1/2} B_q(\tau) \quad (14)$$

在原假设式 (10) 成立下, $W_T(\tau) \Rightarrow \|B_q(\tau) / [\tau(1-\tau)]\|^2$, 因此有:

$$\sup W_T = \sup_{\tau \in (0, 1)} W_T(\tau) \xrightarrow{D} \sup_{\tau \in (0, 1)} \|B_q(\tau) / [\tau(1-\tau)]\|^2 \quad (15)$$

注意到, 对于 $s = \tau(1-\tau)$, 一维 Bessel 过程 $B(\tau) / \sqrt{\tau(1-\tau)}$ 和 $W(s) / \sqrt{s}$ 依分布相等, 其中 $W(s)$ 为标准布朗运动。因此,

$$P \left\{ \sup_{\tau \in [a, b]} \|B_q(\tau) / [\tau(1-\tau)]\|^2 < c \right\} = P \left\{ \sup_{s \in [1, s_2/s_1]} \|W_q(\tau) / \sqrt{s}\|^2 < c \right\} \quad (16)$$

其中 $s_1 = a/(1-a)$, $s_2 = b/(1-b)$, $W_q(\tau)$ 为 q 维独立布朗运动。因此超 Wald 检验统计量临界值 c 可由标准布朗运动的平方和决定, DeLong (1981) 和 Andrews (1993) 给出部分 q 和 s_2/s_1 下的临界值表, 其余临界值可通过模拟方法得到。对于本文的分位数因果关系检验, 我们模拟给出 $[0.05, 0.95]$ 区间在 $q=1, 2, 3$ 时的临界值, 如下表 1 所示。

表 1 $[0.05, 0.95]$ 区间上的超 Wald 检验临界值

| | $q=1$ | $q=2$ | $q=3$ |
|-----|-------|-------|-------|
| 1% | 13.01 | 16.30 | 19.21 |
| 5% | 9.84 | 12.77 | 15.28 |
| 10% | 8.19 | 11.05 | 13.49 |

三、实证研究

(一) 样本选取与描述统计

由于沪深两个证券交易所的服务对象和功能存在一些差异, 交易制度也不尽相同, 不同的证券交易所的上市股票, 同样存在差异化交易的情形。为了全面刻画中国证券市场的价量因果关系, 同时比较两个交易市场价量关系的差异性, 我们的实证研究对象为沪深两个证券交易所的日交易数据; 为使分析数据更具代表性, 我们分别选择能够代表两市行情的上证综合指数和深圳成分指数作为研究样本。收益率采用连续复利率计算的收益率, 即 $r_t = \ln(p_t/p_{t-1})$, p_t 表示第 t 日的收盘价, 交易量数据则为各个市场的每日成交量数据 (单位: 百万股), 同时将其作对数化处理。所使用的样本数据的时间跨度为 1997 年 1 月 2 日到 2013 年 4 月 9 日, 共 3933 个交易日, 数据来源于 Wind 数据库, 表 2 给出日收益率和交易量的基本统计特征。

表 2 两市场指数收益率 (%) 与对数交易量的统计特征

| | | 均值 | 最小值 | 最大值 | 标准差 | 偏度 | 峰度 | JB | ADF |
|--------|-----|--------|---------|--------|--------|---------|--------|------------|-----------|
| 上证综合指数 | 收益率 | 0.0225 | -9.3350 | 9.4010 | 1.6613 | -0.2077 | 7.3362 | 3108.70*** | -25.34*** |
| | 交易量 | 6.1445 | 3.2196 | 8.5961 | 0.9333 | -0.7116 | 3.0154 | 331.92*** | -4.82*** |
| 深圳成分指数 | 收益率 | 0.0257 | -9.9353 | 9.5299 | 1.8444 | -0.1768 | 6.4462 | 1966.20*** | -14.28*** |
| | 交易量 | 6.1445 | 3.2196 | 8.5961 | 0.9333 | -0.7116 | 3.0154 | 331.92*** | -4.02*** |

注: JB 表示 Jarque Bera 正态性检验, ADF 表示 Augmented Dickey Fuller 单位根检验, *, ** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著, 下同。

从表 2 中可以看到, 上证综指和深证成指收益率的偏度均为负值, 意味着分布左偏, 而其峰度分别为 7.3362 和 6.4462, 意味着相较于正态分布, 具有高峰特征; Jarque-Bera 统计量拒绝两指数收益率的正态分布假设; 序列的平稳性是进行因果关系检验的前提, 从表 2 中的 ADF 单位根检验结果来看, 上证综指和深证成指的收益率和对数交易量都为平稳过程。

(二) 分位数因果关系检验

Gallant 等 (1992) 认为交易量序列既含有线性时间

趋势也含有非线性时间趋势,Chen 等人 (2001) 和 Lee 和 Rui(2002)也都采用 Gallant 的假定。我们利用同样的方法,假定中国股票市场的交易量同时含有线性和非线性趋势,遵循 Chuang 等(2009)的做法,设定 $p=q$,建立如下的 VAR(Vector Autoregression)模型:

$$r_t = a + b \frac{t}{T} + c \left(\frac{t}{T} \right)^2 + \sum_{j=1}^q \alpha_j r_{t-j} + \sum_{j=1}^q \beta_j \ln v_{t-j} + e_t \quad (17)$$

$$\ln v_t = a + b \frac{t}{T} + c \left(\frac{t}{T} \right)^2 + \sum_{j=1}^q \alpha_j^+ + \ln v_{t-j} + \sum_{j=1}^q \beta_j^+ r_{t-j} + e_t \quad (18)$$

由于 Granger 因果关系检验对滞后阶数很敏感,为了得到分位数因果关系判定的稳健结果,依据 Davidson 和 Mackinnon(1993)的建议,我们预先设定一个合适的最大滞后阶数 q_{\max} ,由于股市信息传播速度快,因此在本文中设定 $q_{\max}=3$ 。从最大滞后阶数开始,利用式(8)对模型(17)和(18)进行估计并计算相应的超 Wald 检验统计量,如果超 Wald 检验统计量不显著(显著性水平 $\alpha=0.05$,下同),则剔除最大滞后阶回归元,即此时设定的最大滞后阶为 $q_{\max}-1$,然后再对模型估计。依次类推,直到得到超 Wald 检验统计量显著的相对简洁的模型,该方法符合“从一般到具体”的原则。同时,我们也采用相同过程,给出线性因果关系的判定结果,不同的是用 F 检验统计量代替超 Wald 检验统计量。

表 3 非因果关系的超 Wald 检验结果

| 上证综合指数 | | | | | | |
|------------|----------------------------|-----------|----------|----------------------------|-----------|-----------|
| | $\ln(v_t) \rightarrow r_t$ | | | $r_t \rightarrow \ln(v_t)$ | | |
| 滞后期 | $q=3$ | $q=2$ | $q=1$ | $q=3$ | $q=2$ | $q=1$ |
| 超 Wald 统计量 | 119.13*** | 215.14*** | 99.20*** | 308.23*** | 289.93*** | 235.72*** |
| F 统计量 | 9.84*** | 12.24*** | 17.01*** | 93.79*** | 133.11*** | 174.40*** |
| 深圳成分指数 | | | | | | |
| | $\ln(v_t) \rightarrow r_t$ | | | $r_t \rightarrow \ln(v_t)$ | | |
| 滞后期 | $q=3$ | $q=2$ | $q=1$ | $q=3$ | $q=2$ | $q=1$ |
| 超 Wald 统计量 | 47.24*** | 46.34*** | 42.35*** | 215.31*** | 183.05*** | 105.42*** |
| F 统计量 | 5.45*** | 6.44*** | 8.11*** | 67.17*** | 93.29*** | 96.98*** |

表 3 列出在滞后 1、2 和 3 期时,利用 F 检验统计量检验收益率和交易量的线性因果关系的结果,同时列出了基于 Wald 检验统计量的分位数因果关系的检验结果。从表 3 中可看出,无论是从收益率到交易量还是从交易量到收益率,在 1% 的显著性水平下, F 检验统计量和超 Wald 检验统计量均在 1% 的显著性水平下显著,这表明收益率和交易量之间存在显著的双向 Granger 因果关系,收益率与交易量之间包含了对预测对方有用的信息。

相对于传统的线性回归只能描述收益率受成交量的“平均”影响(亦即成交量对收益率条件均值的影响),分位数回归提供了对条件分布更完整的描述,可

以分析在不同分位数下的收益率与成交量之间的关系。因此为更全面分析收益率与交易量之间的关系,根据表 3 中的结果,并考虑到模型的节俭性,我们在式(17)和式(18)选取滞后阶数 $q=1$,分别采用 OLS 法和分位数法对式(17)和式(18)进行估计,估计的分位点为[0.05, 0.95]区间上。表 4 给出了两个股票市场上交易量与收益率在各个分位数上的因果关系检验结果。为了更直观地描述分位数与(17)和式(18)解释变量参数的关系,我们绘制了如下所示的图 1。

表 4 交易量与收益率的分位数回归结果

| 自变量 | $\ln(v_t) \rightarrow r_t$ | | $r_t \rightarrow \ln(v_t)$ | |
|------|----------------------------|---------------|----------------------------|---------------|
| | 上证综合指数 (1) | 深圳成分指数 (2) | 上证综合指数 (3) | 深圳成分指数 (4) |
| 0.05 | -0.783*** | -0.595*** | 0.017*** | 0.010** |
| 0.10 | -0.454*** | -0.229*** | 0.022*** | 0.016*** |
| 0.20 | 0.043 | -0.004 | 0.025*** | 0.022*** |
| 0.30 | 0.178*** | 0.075** | 0.029*** | 0.024*** |
| 0.40 | 0.235*** | 0.125*** | 0.032*** | 0.025*** |
| 0.50 | 0.293*** | 0.126*** | 0.035*** | 0.025*** |
| 0.60 | 0.298*** | 0.179*** | 0.034*** | 0.026*** |
| 0.70 | 0.389*** | 0.235*** | 0.034*** | 0.029*** |
| 0.80 | 0.494*** | 0.276*** | 0.038*** | 0.028*** |
| 0.90 | 0.573*** | 0.371*** | 0.038*** | 0.029*** |
| 0.95 | 0.531*** | 0.469*** | 0.038*** | 0.031*** |
| OLS | 0.174*** | 0.100*** | 0.031*** | 0.024*** |

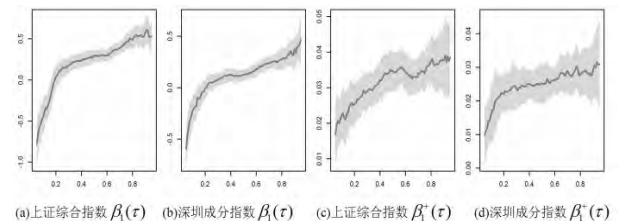


图 1 各分位数上的滞后解释变量系数估计值
(横轴均为分位数)

注:图(a)和(c)中收益率为因变量;图(b)和(d)交易量为因变量,下同。

首先我们基于式(17)来探讨从交易量到收益率的因果关系,式(17)中解释变量一阶滞后项的估计结果列于表 4 的列(1)和列(2)中,图 1(a)和图 1(b)描绘了该系数与分位数之间的关系。由此可发现,对于上证综指和深证成指,相应的一阶滞后交易量的估计值随分位数增加而增加,而增长的幅度是先大、后小,最后再变大。在 0.05 和 0.1 两个低分位数上,交易量一阶滞后项的系数显著为负;但在 0.2 以上的分位数上,交易量一阶滞后项的系数显著为正。这说明无论是在上海证券交易所还是深圳证券交易所,均存在“量价齐扬”与“价跌量亦涨”两个现象并存的情形,即收益率的绝对值越大,成交量越大,这符合 Ying

(1996) 所提出的价格大幅上涨或下降通常与交易量的大幅增加相伴。

对于上证成指,当分位数位于 $[0.17, 0.26]$ 之间时,交易量一阶滞后项的估计值并不显著异于零,说明在该分位数区间上不存在因果关系。此外,在 0.05 分位数上(亦即“跌停板”附近),交易量一阶滞后项的估计值的绝对值要大于 0.95 分位数上(亦即“涨停板”附近)的估计值的绝对值,这说明在跌停板附近的“价跌量亦涨”效应要强于在涨停板附近的“量价齐扬”效应。我们的估计方法比传统的 OLS 估计方法能够提供更多的信息,发现了从交易量到收益率的因果关系强度随分位数的增加而增加,呈现出显著的非对称特征。

接下来我们基于式(18)来探讨从交易量到收益率的因果关系,式(18)中解释变量一阶滞后项的估计结果列于表 4 的列(3)和列(4)中,图 1(c)和图 1(d)描绘了该系数与分位数之间的关系。根据表 4 以及图 1 可以发现,无论是上海证券市场还是深圳证券市场,收益率的一阶滞后项在各个分位数上都对交易量有显著正影响;而且,随着分位数的上升即收益率的上升,收益率的一阶滞后项系数总体上也呈现上升态势,但上升幅度随分位数上升而衰减;这一点在深圳证券交易市场体现得尤为明显,在上海证券交易市场上,收益率一阶滞后项的系数在 0.6–0.7 分位处有所下降。这一点与 Chuang 等(2009)对美国纳斯达克市场的研究结果有所不同,后者发现纳斯达克市场上收益率对交易量的估计值相当稳定,接近于其最小二乘估计值,且在各分位数下显著为负。我们的研究结果表明,沪深股市均存在一定的“追涨杀跌”现象。

总之,我们基于分位数因果关系的检验结果表明,上海证券交易市场和深圳证券交易市场的收益率和交易量均存在双向的因果关系,而且这种因果关系随分位数不同而呈现出显著的非对称特征:滞后交易量对收益率的影响呈非对称 V 型特征,且“价跌量亦涨”效应要强于在涨停板附近的“量价齐扬”效应;滞后收益率对交易量的因果效应值全为正,其系数随着分位数的上升呈现上升态势,但上升幅度随分位数上升而衰减,说明我国证券市场上存在“追涨杀跌”现象。与表 4 的最后一行给出了基于条件均值的因果检验结果,虽然其结果也支持收益率与交易量之间的双向因果关系,但与之相比,分位数因果检验显然提供了更多有价值的信息。

(三)稳健性检验

由于股票市场具有较强的波动性,在不同时期股票市场的体系和制度均存在较大差异,因此如果仅研究某一大段时间内的量价关系,就很有可能因为样本时间跨度选择的不同而得到不同的结论。为了考察上面的分位数因果关系检验的稳健性,下面选取两个具有代表性的时段对收益率与交易量之间的因果关系再做检验,这两个代表性时段分别是,2001 年 7 月 1 日到 2005 年 4 月 28 日和 2005 年 8 月 1 日到 2007 年 12 月 28 日,在前一个时段里,中国股票市场进入一段长达四年的熊市,而在后一个时段,得益于股权分置改革,中国股市得以复苏进入牛市。表 5 和表 6 列出了两个时间段收益率与交易量之间分位数因果关系的估计结果,图 2 和图 3 描绘了滞后解释变量估计系数与分位数之间的关系。

表 5 非因果关系的超 Wald 检验结果(熊市)

| 上证综合指数 | | | | | | |
|------------|----------------------------|----------|----------|----------------------------|----------|----------|
| | $\ln(v_t) \rightarrow r_t$ | | | $r_t \rightarrow \ln(v_t)$ | | |
| 滞后期 | $q=3$ | $q=2$ | $q=1$ | $q=3$ | $q=2$ | $q=1$ |
| 超 Wald 统计量 | 19.01*** | 16.19*** | 10.07*** | 49.54*** | 50.73*** | 23.89*** |
| F 统计量 | 2.18 | 2.05 | 2.41 | 16.09*** | 23.22*** | 19.73*** |
| 深圳成分指数 | | | | | | |
| | $\ln(v_t) \rightarrow r_t$ | | | $r_t \rightarrow \ln(v_t)$ | | |
| 滞后期 | $q=3$ | $q=2$ | $q=1$ | $q=3$ | $q=2$ | $q=1$ |
| 超 Wald 统计量 | 12.18*** | 10.60*** | 5.18 | 55.08*** | 35.44*** | 22.11*** |
| F 统计量 | 2.27 | 0.72 | 0.01 | 13.35*** | 18.05*** | 11.65*** |

表 6 非因果关系的超 Wald 检验结果(牛市)

| 上证综合指数 | | | | | | |
|------------|----------------------------|----------|---------|----------------------------|----------|----------|
| | $\ln(v_t) \rightarrow r_t$ | | | $r_t \rightarrow \ln(v_t)$ | | |
| 滞后期 | $q=3$ | $q=2$ | $q=1$ | $q=3$ | $q=2$ | $q=1$ |
| 超 Wald 统计量 | 15.60*** | 11.79*** | 6.40*** | 90.09*** | 75.43*** | 58.37*** |
| F 统计量 | 0.87 | 0.67 | 0.07 | 29.09*** | 35.95*** | 62.30*** |
| 深圳成分指数 | | | | | | |
| | $\ln(v_t) \rightarrow r_t$ | | | $r_t \rightarrow \ln(v_t)$ | | |
| 滞后期 | $q=3$ | $q=2$ | $q=1$ | $q=3$ | $q=2$ | $q=1$ |
| 超 Wald 统计量 | 17.38*** | 12.01*** | 6.14*** | 60.68*** | 46.59*** | 36.67*** |
| F 统计量 | 1.11 | 0.31 | 0.31 | 17.79*** | 22.51*** | 34.15*** |

首先,根据表 5 可以发现,在熊市阶段,超 Wald 检验统计量的检验结果表明,在各个滞后期下,上海市场的交易量与收益率之间存在双向因果关系,该关系在 1% 的显著性水平下显著。但是传统的 F 统计量的检验结果表明,在上海市场仅存在从收益率到交易量的单向因果关系,从交易量到收益率的因果关系并不显著。深圳市场的结果与上海市场是类似的,超 Wald 检验统计量的检验结果表明交易量与收益率之间存在显著的双向因果关系;而 F 统计量的检验结果仅仅支持从收益率到交易量的因果关系。其次,根据表 6 可以发现,在牛市阶段,我们得到了与在熊市阶段一样的结果,超 Wald 检验统计量的检验结果支持交易量与收益率之间的双向因果关系,而 F 统计量的检验结果仅仅支持从收益率到交易量的单向因果关

系,而且该结论无论是在上海市场还是深圳市场都是一致的。因此,通过分位数因果关系检验,无论是牛市还是熊市阶段,也无论是上海市场还是深圳市场,交易量和收益率均存在双向 Granger 因果关系;而通过线性因果关系检验只能得到收益率是交易量的 Granger 原因。

接下来,我们分别在熊市和牛市对式(17)和(18)进行估计,估计结果列于表7中,图2和图3给出了解释变量一阶滞后项估计系数与分位数之间的关系。

首先,在熊市阶段,我们发现:(1)在交易量对收益率的影响方面,无论是上海市场还是深圳市场,交易量一阶滞后项的估计值随分位数的增加而增加,在低分位处系数估计值为负,而在高分位处为正,呈现出“量价齐扬”与“价跌量亦涨”的特点,这一点与全样本的估计结果是一致的。但是,与全样本的估计结果不一样的是,在熊市中,交易量对收益率的影响仅在若干个分位点显著,例如,在上海市场中,只有处于高分位点如0.5、0.6、0.7和0.95处显著;而在深圳市场中,只有在0.05这个低分位处,交易量一阶滞后项对收益率的影响才显著,而在其他分位点上均不显著。深圳市场的结果表明,虽然在绝大部分分位点上,交易量的一阶滞后项不会对收益率产生影响,但在跌停板附近,其影响非常显著,这种“尾部特征”是传统的线性回归模型捕捉不到的。(2)在收益率对交易量的影响方面,无论是上海市场还是深圳市场,收益率一阶滞后项的估计值与全样本的估计结果相似,估计值随分位数增加而增加,不同的是在低分位数处为负且不显著,在高分位数处为正且显著,因此在熊市中,体现出“追涨”现象。

其次,在牛市阶段,我们发现:(1)在交易量对收益率的影响方面,无论是上海市场还是深圳市场,相应的一阶滞后交易量的估计值与全样本的估计结果相似,随分位数增加而增加,在低分位数处为负,在高分位数处为正,体现出“量价齐扬”与“价跌量亦涨”的现象;但是,估计值仅在低分位数和高分位数处显著,说明在熊市阶段只有前一日很高的交易量才会引起下一交易日的收益上涨。(2)在收益率对交易量的影响方面,在两个市场中,收益率一阶滞后项的系数体现出与全样本估计结果不一样的特征,该系数随分位数增加而先增加再下降,但在高分位数0.95处均不显著,因此在牛市中,虽然存在“追涨”特征,但该特征在极端值时并不明显,说明投资者对风险存在一定的防范。

表7 牛熊市下两指数交易量与收益率的分位数回归结果

| 自变量 | $\ln(v_t) \rightarrow r_t$ | | | | $r_t \rightarrow \ln(v_t)$ | | | |
|------|----------------------------|-----------|----------|----------|----------------------------|----------|----------|----------|
| | $\ln(v_t)$ | | | | r_t | | | |
| | 上证综合指数 | | 深圳成分指数 | | 上证综合指数 | | 深圳成分指数 | |
| | 熊市 | 牛市 | 熊市 | 牛市 | 熊市 | 牛市 | 熊市 | 牛市 |
| 0.05 | -0.258 | -1.401*** | -0.340** | -1.143** | -0.011 | 0.036*** | -0.003 | 0.026** |
| 0.10 | -0.198 | -0.869** | -0.166 | -0.621 | -0.004 | 0.037*** | 0.004 | 0.021*** |
| 0.20 | -0.007 | -0.146 | -0.094 | -0.119 | -0.002 | 0.039*** | 0.024* | 0.029*** |
| 0.30 | 0.201 | 0.096 | 0.021 | 0.136 | 0.014* | 0.036*** | 0.024** | 0.027*** |
| 0.40 | 0.179 | 0.208 | 0.046 | 0.178 | 0.028*** | 0.033*** | 0.026*** | 0.031*** |
| 0.50 | 0.158* | 0.153 | -0.018 | 0.149 | 0.030*** | 0.034*** | 0.023*** | 0.030*** |
| 0.60 | 0.175** | 0.174 | 0.092 | 0.183 | 0.037*** | 0.037*** | 0.029*** | 0.028*** |
| 0.70 | 0.179** | 0.346** | 0.080 | 0.206 | 0.044*** | 0.037*** | 0.038*** | 0.032*** |
| 0.80 | 0.298 | 0.398** | 0.118 | 0.428** | 0.058*** | 0.033*** | 0.052*** | 0.030*** |
| 0.90 | 0.325 | 0.494** | 0.106 | 0.643** | 0.066*** | 0.027** | 0.075*** | 0.026*** |
| 0.95 | 0.369* | 0.718** | 0.039 | 0.896** | 0.072*** | 0.008 | 0.094*** | 0.018 |
| OLS | 0.148 | 0.043 | 0.003 | 0.099 | 0.032*** | 0.032*** | 0.028*** | 0.028*** |

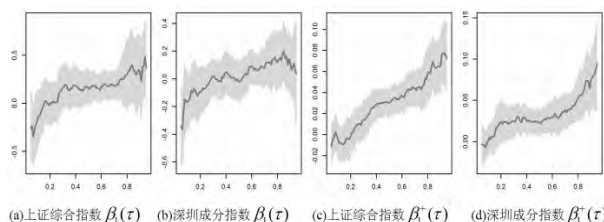


图2 熊市时各分位数上的滞后解释变量系数估计值(横轴均为分位数)

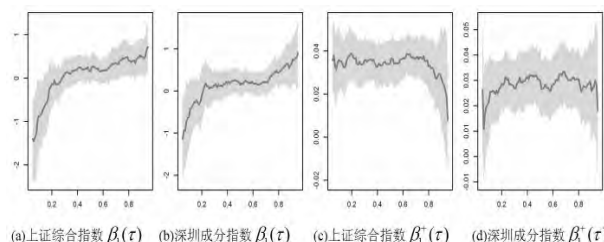


图3 牛市时各分位数上的滞后解释变量系数估计值(横轴均为分位数)

四、结束语

股票市场中收益率与交易量之间的因果关系是理论界和实务界关注的焦点问题,以往的研究一般基于条件均值来检验两者之间的非因果性,既忽略了数据“尾部”上的关系,也不能刻画出这种关系在不同数值分布处的异质特征。本文利用Chuang等(2009)提出的分位数Granger因果检验办法,以1997年1月2日到2013年4月9日上海证券交易所和深圳证券交易所的日数据为研究对象,分析了中国股票市场上收益率与交易量之间存在的非对称因果关系。本文的研究结果表明:

(1)在全样本上,基于Wald检验统计量的分位数因果关系的检验结果表明,收益率和交易量之间

存在显著的双向因果关系,而且这种因果关系随分位数不同而呈现出显著的非对称特征:滞后交易量对收益率的影响呈非对称V型特征,且“价跌量亦涨”效应要强于在涨停板附近的“量价齐扬”效应;滞后收益率对交易量的因果效应值全为正,其系数随着分位数的上升呈现上升态势,但上升幅度随分位数上升而衰减,说明我国证券市场上存在“追涨杀跌”现象。

(2)在不同的子样本上,分位数因果关系检验结果表明,无论是牛市还是熊市阶段,也无论是上海市场还是深圳市场,交易量和收益率均存在双向Granger因果关系;而通过线性因果关系检验只能得到收益率是交易量的Granger原因。交易量一阶滞后项对收益率的作用通常在低分位点和高分位点上显著,而在分布的中间位置通常不显著,这也是为什么传统的线性因果关系不能发现从交易量到收益率的Granger因果关系的原因所在,传统的线性因果关系一般只考虑到条件均值处的关系。而收益率一阶滞后项对交易量的作用在大部分分位点是显著的,但是在熊市的低分位点和牛市的高分位点上,收益率一阶滞后项对交易量的作用并不显著,说明投资在收益率的极端值处有较强的风险意识,这种“尾部”特征是传统的线性Granger因果检验模型所无法发现的。

总之,我们的研究结果表明,收益率与交易量之间存在显著的非对称因果关系,体现了股市投资者的“跟风性”和“投机性”;当然,投资者也不是对风险毫无意识,我们基于分样本的研究结果表明,当收益率处于低分位点和高分位点时,收益率一阶滞后项对交易量的作用并不显著,体现了投资者在收益率极端值处存有一定的风险意识。

参考文献:

- [1]Admati, A. and Pfleiderer, P., A Theory of Intraday Patterns: Volume and Price Variability [J]. Review of Financial Studies, 1988, 1: 3-40.
- [2]Andersen, T. G., Return Volatility and Trading Volume: An Information Flow Interpretation of Stochastic Volatility [J]. Journal of Finance, 1996, 51(1): 169-204.
- [3]Andrews, D. W. K., Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point [J]. Econometrica, 1993, 61: 821-856.
- [4]Barclay, M. J., Litzenberger, R. H. and Warner, J. B., 1990, "Private information, Trading Volume, and Stock-return Variances", The review of Financial Studies, 3, pp. 233-253.
- [5]Beaver, W. H., The information content of Annual Earnings Announcements. Empirical Research in Accounting: Selected Studies [J]. Supplement of Journal of Accounting Research, 1968, 6: 67-92.
- [6]Black, F., Noise [J]. Journal of Finance, 1986, 41: 529-543.
- [7]Brooks, C., Predicting stock index volatility: can market volume help? [J]. Journal of Forecasting, 1998, 17: 59-80.
- [8]Campbell, J. Y., Grossman, S. J. and Wang, J., Trading Volume and Serial Correlation in Stock Returns [J]. Quarterly Journal of Economics, 1993, 108: 905-939.
- [9]陈良东.上海股市价量关系的实证分析[J].上海财经大学学报,2010,6:37-41.
- [10]封福育.我国沪深股市粮价关系实证分析——基于分位数回归估计[J].商业经济与管理,2008,6:75-79.
- [11]华仁海,丁秀玲.我国股票市场收益、交易量、波动性动态关系的实证分析 [J]. 财贸经济,2003,12: 36-40.
- [12]钱争鸣,郭鹏辉.上海证券交易市场量价关系的分位回归分析[J].数量经济技术经济研究,2007,10: 141-151.
- [13]王承炜,吴冲锋.中国股市价格-交易量的线性及非线性因果关系研究[J].管理科学学报,2002,4: 7-12.

(责任编辑:咎剑飞)